نشریه اقتصاد و توسعه کشاورزی
جلد ۳۲، شماره ۲، تابستان ۱۳۹۷، ص. ۱۰۸-۹۷

Journal of Agricultural Economics and Development
Vol. 32, No. 2, Summer 2018, p. 97-108

تغییرات رفتاری صنعت گوشت تحت نوسانات غیرمنتظره تقاضا

علی فلاحتی[1*]- شهرام فتاحی[2]- الهام رضایی[3]

تاریخ دریافت: ۱۳۹۵/۱۲/۰۸
تاریخ پذیرش: ۱۳۹۷/۰۴/۲۸

چکیده

امروزه نااطمینانی جایگاه ویژه‌ای را در ادبیات اقتصادی به خود اختصاص داده است. نااطمینانی قادر است از طریق تغییر رفتار بنگاه‌ها در سطح خرد بر ساختار و عملکرد بازار تأثیرگذار باشد. چون داشتن سیاست‌های مطمئن در سطح خرد بعنوان یک پیش شرط مهم عملکرد بهتر در سطح کلان مطرح می‌شود، این مقاله سعی دارد با استفاده از داده‌های فصلی سال‌های ۱۳۹۵-۱۳۷۵، به بررسی این مسئله بپردازد که آیا پویایی رفتاری بنگاه‌ها در مقابل شوک‌های تقاضا قادر بوده ساختار بازار گوشت قرمز ایران را به سمت رقابتی‌تر شدن سوق دهد. این رفتار بعنوان واکنش سیاست‌گذاری صنعت انحصار چندجانبه در چارچوب الگوی قیمت- ماشه‌ای گرین و پورتر تفسیر می‌شود. تجزیه و تحلیل تجربی بر اساس یک مدل سیستم معادلات همزمان (تابع تقاضا و تابع عرضه) با استفاده از روش تخمین حداقل مربعات دو مرحله‌ای ارائه شده است، از این رو باید شوک منفی تقاضا به صورت یک متغیر دامی بعنوان یک متغیر توضیحی در تابع عرضه قرار گیرد، لذا ابتدا تابع تقاضا برآورد شد و به ازاء پسماندهای منفی آن، عدد یک برای متغیر دامی اختصاص یافت. نتایج برآورد تابع عرضه نشان داد، شوک منفی تقاضا با ضریب ۰/۱ تأثیر منفی و معنی‌داری بر متغیر لگاریتم قیمت گوشت قرمز داشته، این نتیجه با تأیید سیاست قیمت ماشه‌ای گویای قابلیت تغییر ساختار این بازار به سمت رقابتی‌تر شدن به همراه شوک منفی تقاضا است؛ به طوری‌که با استفاده از این نتیجه سیاست‌گذاران خواهند توانست با ارائه الگوی مناسب، راه رسیدن صنعت را به سمت اجرای سیاست‌های رقابتی و ضد انحصار هموار سازند.

واژه‌های کلیدی: استراتژی قیمت ماشه‌ای، رفتار بازار، ساختار بازار، شوک منفی تقاضا

مقدمه

از میان موضوعات مطرح در اقتصاد صنعتی رقابت و تبانی و توافق میان بنگاه‌ها بیش‌ترین توجه را از سوی عموم، مطبوعات و دولت به خود جلب نموده است به طوری‌که ثبات قیمت[3] به عنوان یکی از پیامدهای نامطلوب شناخته شده تبانی برای رفاه مصرف کننده (از طریق توافق در افزایش قیمت) است. برای ایجاد یک توافق همکارانه یا غیرهمکارانه، بنگاه‌ها باید یک فهم و درک درست از اینگه چگونه سایر بنگاه‌ها نسبت به رفتار رقبایشان واکنش نشان خواهند داد، داشته باشند.

نوسانات تقاضا و نااطمینانی، ویژگی رفتاری بسیاری از بازارها را تحت تأثیر قرار می‌دهند و انحرافات در مقدار و قیمت و در نهایت ساختار بازار را منجر می‌شوند؛ در واقع هیچ صنعت انحصار چندجانبه ای کنترل کاملی بر نوسانات تقاضا ندارد، شواهد تاریخی حاکی از آن است که که کارتل‌ها و موافقت نامه‌های زیادی در مواجه با نوسانات تقاضا منحل شده‌اند.[4]

بی‌ثباتی اقتصادی هزینه‌های زیادی را برای اقتصاد در بر دارد و با تخصیص غیرکارای منابع تولید کمیاب منجر به افزایش هزینه‌های تولید، کاهش قدرت رقابت‌پذیری محصولات در سطح بین المللی، کاهش رشد اقتصادی و بدتر شدن تراز پرداخت‌ها می‌شود. از این رو تثبیت نوسانات اقتصادی و تداوم رشد اقتصادی مناسب از مهمترین سیاست‌های کلان اقتصادی محسوب می‌شود. برای دستیابی به نتایج مطمن‌تر ناشی از اتخاذ این سیاست‌ها ضروری است تغییرات رفتاری بازیگران در بازار نسبت به این نوسانات مورد ارزیابی و تجزیه و تحلیل قرار گیرد. مقاله حاضر در نظر دارد به بررسی این موضوع بپردازد، بر این اساس برای برقراری تعادل بهینه بنگاه‌ها، استراتژی قیمت ماشه‌ای[5] را مورد استفاده قرار می‌دهد. اصطلاح قیمت ماشه

۱، ۲ و ۳- به ترتیب دانشیاران و دانشجوی دکتری گروه اقتصاد، دانشگاه رازی
(*-نویسنده مسئول: Email: Ali.Falahatii96@gmail.com)
DOI: 10.22067/jead2.v32i2.62589
3- Price-fixing

۴- به عنوان مثال در اوایل ۱۹۲۰، تقاضا برای الوار چوب در اسکاتلند به دلیل تصویب سبک جدید خانه‌سازی کاهش یافت، پس از آن، توافق در میان بنگاه‌های ایجاد کننده الوار چوب در اسکاتلند شمالی، که به مدت ۱۳ سال این وضعیت را تحمل کرده بود، سقوط کرد (۱۶).
5- Trigger Price

ای[1]، حد آستانه دردناکی قیمت را برای رقبا در جنگ قیمتی مشخص می‌کند، به طوری‌که مجازات انحراف در قیمت‌های پایین‌تر از قیمت ماشه‌ای حداکثر است. این بدین منظور است که بعد از انحراف از قیمت ماشه‌ای بنگاه‌ها قیمت رقابتی را تنظیم می‌کنند. به عبارتی با کاهش بزرگ و غیرمنتظره تقاضا، برخی از بنگاه‌ها به علت کاهش قیمت به سطح پایین‌تری از قیمت ماشه‌ای، سطح تولید و به تبع آن سود خود را افزایش می‌دهند، درحالی که سایر بنگاه‌های رقیب این عمل را تقلب محسوب می‌کنند و چون در یک صنعت انحصار چندجانبه، هر بنگاه انگیزه یکسانی برای تقلب دارد و اگر یک بنگاه تقلب کند، سایرین انگیزه بیش‌تری برای تقلب دارند، بنگاه‌ها با عمل مقابله به مثل (با هدف مجازات رقیب) منجر به برقراری قیمت پایین و تولید بیش‌تر و در نتیجه کاهش سود در بازار می‌شوند، چنانچه که این پویایی رفتاری منجر به ایجاد ساختار رقابتی در بازار خواهد شد. با توجه به این شواهد، آشکار است که جهت تنظیم مقررات و شکل‌دهی سازمان بازار و سیاست‌گذاری‌ها در سطح خرد و کلان اقتصادی ضروری است به طور خاص به بررسی عنصر رفتاری و عملکردی بازار در شرایط نااطمینانی تقاضا پرداخته شود تا با مطالعات تجربی مختلف بر روی رفتار بنگاه‌ها در صنعت، شناخت بیش‌تری نسبت به دلایل انحراف از رقابت یا انحصار و اثرات آن بر عملکرد اقتصادی، بدست آید.

اکثر مطالعاتی که شرایط نااطمینانی و شوک‌های تقاضا را مورد بررسی قرار داده‌اند، تأثیر این عوامل را بر قیمت و تولید مورد ارزیابی و تحلیل قرار داده‌اند. باروس و همکاران[2] (۳)، در مقاله‌ای تحت عنوان شوک‌های عرضه و تقاضا و رشد بخش کشاورزی در برزیل طی دوره ۱۹۶۷-۲۰۰۳ با استفاده از روش خود همبسته‌برداری ساختاری (SVAR) به این نتیجه رسیده‌اند که شوک‌های عرضه و تقاضا اثر دائمی بر تولیدات بخش کشاورزی و قیمت‌های این بخش دارند. یوسفی و همکاران (۲۲)، با استفاده از داده‌های ترکیبی مربوط به کارگاه‌های بزرگ صنعتی ایران طی دوره زمانی ۱۳۷۳- ۱۳۸۶، آثار شوک‌های تقاضای بخش صنعت بر قیمت محصولات صنایع مختلف کارخانه‌ای مورد بررسی قرار دادند. نتایج نشان داد که شوک‌های مثبت تقاضای بخش صنعت بر قیمت محصولات کارگاه‌های بزرگ صنعتی موثر بوده است. همچنین بهمنی و یوسفی (۲)، در مقاله با عنوان آثار شوک‌های تقاضای بخش صنعت بر تولید در صنایع کارخانه‌ای ایران با استفاده از داده‌های سالانه مربوط به کارگاه‌های بزرگ صنعتی در ایران، آثار شوک‌های تقاضای بخش صنعت بر تولید در صنایع مختلف را مورد بررسی قرار دادند؛ نتایج نشان داد شوک‌های مثبت تقاضا بر تولید تعدادی از کارگاه‌های بزرگ صنعتی مؤثر است و بر تولید تعدادی دیگر مؤثر نیست و شوک‌های منفی تقاضا تأثیر معنی‌داری بر تولید نداشته است. شهیکی تاش و همکاران (۲۱) بر اساس مطالعه برارسن[3] (۴) به بررسی قدرت بازاری و ریسک ناشی از نااطمینانی قیمت در بازار خرما پرداختند. بررسی اثر ریسک قیمتی بر حاشیه بازاریابی بر مبنای روش GARCH نمایی نشان داد که در صورت ثابت بودن سایر عوامل یک درصد افزایش در ریسک قیمتی، حاشیه بازاریابی را در حدود ۷٪ افزایش خواهد داد. آردلین و پوزلو[4] (۱)، با استفاده از داده‌های پنل به بررسی نوسانات تولید صنعت، نوسانات تقاضا و تجارت بین‌الملل پرداختند. نتایج نشان داد نوسانات تولید صنعت تحت تأثیر نوسانات شوک‌های تقاضا می باشد به طوری‌که در اقتصادهای با درجه تجاری بیشتر اثر نوسانات شوک‌های تقاضا بر تولید بیشتر است چون واردات در داخل صنعت نااطمینانی تقاضای داخلی و تولید را از طریق رقابت و زنجیره تأمین افزایش می‌دهد.

نخستین مطالعاتی که به طور کلی به بررسی ارتباط ساختار بازار و شرایط نااطمینانی (نوسانات تقاضا) پرداختند، مربوط به گرین و پورتر[5](۹)، پورتر[6](۱۷)، روتمبرگ و سالونر[7] (۱۹) بوده است که سهم قابل ملاحظه‌ای را در NEIO داشته‌اند. گرین و پورتر در مطالعه خود به معرفی یک مدل تبانی ضمنی[8] با وجود اطلاعات ناقص در چارچوب الگوی انحصار چندجانبه پویا پرداختند. آن‌ها در مطالعه‌ی خود بیان کردند که تبانی کامل[9] به دلیل وجود اطلاعات ناقص امکان‌پذیر نیست و جنگ قیمتی[10] برای پایداری تبانی لازم است. در مدل گرین و پورتر، یک قیمت حد آستانه‌ای (قیمت ماشه) که توسط بنگاه‌ها تعیین می‌شود تعریف شده و بیان می‌کند زمانی که قیمت به زیر این قیمت کاهش یابد به دلیل عدم توانایی رقبا در تشخیص علت اصلی کاهش قیمت (شوک تقاضا یا تقلب رقیب با افزایش تولید)، پدیده مجازات مطرح می‌شود و سطح تولید صنعت به طور کلی افزایش می‌یابد. در واقع آنها بیان می‌کنند که وجود قیمت‌های پایین و تولید بالاتر در یک دوره مشخص از زمان نشان از وجود یک انحراف از همکاری است. روتمبرگ و سالونر (۱۹)، به بررسی واکنش ساختار بازار انحصار چندجانبه به نوسانات در تقاضای محصولات پرداختند و

۱- در بازار انحصار چند جانبه نیز قیمتی وجود دارد که حد آستانه ای ضرر را برای انحصارگران تعیین می‌کند و اگر این قیمت شکسته شود عملا جنگ قیمتی به زیان همه خواهد بود به طوری که در قیمت‌های پایین‌تر از قیمت آستانه‌ای، پویایی رفتار بنگاه‌ها منجر به ایجاد ساختار رقابتی خواهد شد.

2- Barros G., Polador H., and Bacchi M.

3- Brorsen B.W
4- Ardelean A., Leon-Ledesma M., and Puzzello L.
5- Green and Porter
6- Porter
7- Rotemberg and Saloner
8- Tacit collusion
9- Perfect collusion
10- Price wars

اثر سیکل تجاری بر قیمت‌گذاری تبانی را بـا اسـتفاده از شـوک‌هـای تقاضا مورد تجزیه و تحلیل قرار دادند. آن‌ها نشان دادند کـه در دوران نوسان تقاضا قیمت‌ها بـه کـاهش نسـبی تمایـل دارنـد و افـزایش در رقابتی که ناشی از تغییر در تقاضـا اسـت مـی‌توانـد محصـول کـل را افزایش دهد. آن‌ها دریافتند که تا زمانی که شوک‌های تقاضـا بـزرگ هستند، امکان انگیزه تقلب (تضعیف قیمت تبانی) زیاد اسـت و تبـانی برای اجرا با مشکل مواجه خواهد شد و رفتار بازار رقابتی خواهـد بـود. ری (۱۸)[۱] بیان می‌کند که تبانی در هنگـام افـزایش تقاضـا آسـان‌تـر است، چون سود جاری از سود آتی کمتر است. در این حالـت، هزینـه های بلند مدت تحمیل شده توسط عکـس‌العمـل رقبـا بایـد از منـافع کوتاه مدت بدست آمده از عدم انطباق با توافق، تجاوز کند. هانازون و یانگ[۲] (۱۰)، در مقاله خود به بررسی برقراری رفتار رقـابتی و محـدود شدن توانایی بنگاه‌ها در تبانی در مواجهه با عدم تقارن اطلاعات تحت شرایط شوک‌های تقاضا پرداختند. آن‌ها دریافتند که قابلیت پیش‌بینـی شوک‌های تقاضا و داشتن اطلاعات درست در مورد آن، نقش مهمـی در تنظیم قیمت در بازار دارد. اگر شوک تقاضا به اندازه ناچیزی قابلیت پیش‌بینی داشته باشد، بنگاه‌ها ترجیح مـی‌دهنـد سیاسـت چسـبندگی قیمت را در پیش بگیرند. الکساندرو و واکامری[۳] (۱۵)، در مقاله‌ای بـا بررسی و شناسایی درجه تبانی در شرایط کاهش نسبی محصـول[۴] بـا استفاده از یک تـابع تقاضـای خطـی و تـابع هزینـه نهـایی ثابـت در چارچوب نظریشان نشان دادند که در طول زمان با تغییر شرایط تقاضا درجه تبانی تغییر می‌کند.

با مقایسه مطالعات مذکور، می‌توان دریافت کـه در هـیچ یـک از مطالعات داخلی به بررسی رفتار صنعت بـراسـاس مولفـه‌هـای تقاضـا پرداخته نشده است. مطالعه حاضر برای اولین بار در ایران با استفاده از مدل انحصار چندجانبه‌ی قیمت ماشه‌ای پورتر (۱۷) و گـرین و پـورتر (۹) و بکر[۵](۶) با تکنیکی متفاوت با سایر مطالعات از طریق مدل‌هـای مفهومی و تجربی به طور دقیق و جامع بـه بررسـی اثـر شـوک‌هـای تقاضا بر نوسانات رفتاری بنگـاه‌هـا در صـنعت گوشـت قرمـز (گـاو و گوسفند)، با استفاده از داده‌های فصلی طی سـال‌هـای ۱۳۷۵-۱۳۹۵، می‌پردازد. مهمترین دلایل انتخاب این صنعت عبارت اند از:

۱) اهمیت گوشت قرمز در تـأمین امنیـت غـذایی افـراد جامعـه و درآمد تولیدکنندگان بخش کشاورزی و وجود برخی نارسایی‌ها در بازار این کالا؛ ۲) داشتن سیاست‌های مطمئن‌تر در سطح خـرد بـه عنـوان یک پیش شرط مهم عملکرد بهتر در سطح کلان مطرح می‌شـود؛ ۳) نوسانات سیکلی قادر است تغییر سمت تقاضا را منجـر مـی‌شـود، بـه طوری‌که نوسانات قیمتی تصمیم تولیدکنندگان، فـرآوری کننـدگان و مصرف کنندگان این کالا به ویـژه حاشـیه بـازار را تحـت تـأثیر قـرار خواهد داد. در چنین شرایطی شناسایی یک تابع عرضه برای شناسایی اثر شوک تقاضا بر ساختار صنعت قابل قبول‌تر است؛ ۴) ایـن صـنعت ظاهرا نسبت به نااطمینانی واکنش نشان مـی‌دهـد، بنگـاه‌هـا در ایـن صنعت به احتمال زیاد اطلاعات در مورد رفتار بازار را از طریق ارتبـاط با مشتریان و توزیع کنندگان بدست مـی‌آورنـد. چـون ایـن اطلاعـات محدود است، از این رو اگر در بنگـاه‌هـا همکـاری و تبـانی رخ دهـد، تولیدکننده ممکن است به خوبی قادر نخواهد بود بین کاهش تقاضا و تقلب رقیب تفاوت قائل شود؛ ۵) ساختار این صنعت هـم بـا رقابـت و هم با تبانی سازگار است؛ ۶) استفاده از داده‌های فصلی، که ایـن‌گونـه مشاهدات تقریب قابل قبولی را برای وقفـه بـین کـاهش غیرمنتظـره قیمت و عکس العمل تولید بنگاه‌ها فراهم می‌سازد؛ ۷) در نهایـت بـر اساس داده‌های تولید سرانه گوشت قرمز در استان‌هـای کشـور رونـد تغییر شاخص نسبت تمرکز (CR4)[۶] به صورت شکل (۱) بدست آمـده است. تجزیه و تحلیل شکل مورد نظر نشان می‌دهد طی دوره ۱۳۸۴- ۱۳۹۲ تمرکز رو به افزایش بود و بازار گوشت با انحصـار چنـد جانبـه سخت مواجه بـوده و بعـد از آن تمرکـز کـاهش یافتـه و بـازار دارای انحصار چندجانبه سست بوده است. این تغییرات ساختاری این سـوال را در ذهن ایجاد می‌کند که آیا صنعت گوشت قرمز ایران دارای قدرت بازاری غیرمعمول است و آیا شوک‌های تقاضا دلیل ایجاد این تغییرات طی برخی از سال‌ها بوده است.[۷]

سازماندهی تحقیق به این صورت است که بعد از بررسـی مـواد و روش‌ها به تصریح مدل نهایی و معرفی متغیرها پرداختـه مـی‌شـود و مورد بررسی قرار می‌گیرد و پـس از آن در بخـش نتـایج و بحـث بـه برآورد و تحلیل نتایج پرداخته می‌شود؛ در پایان نتیجه‌گیـری و منـابع ارائه می‌گردد.

مواد و روش‌ها

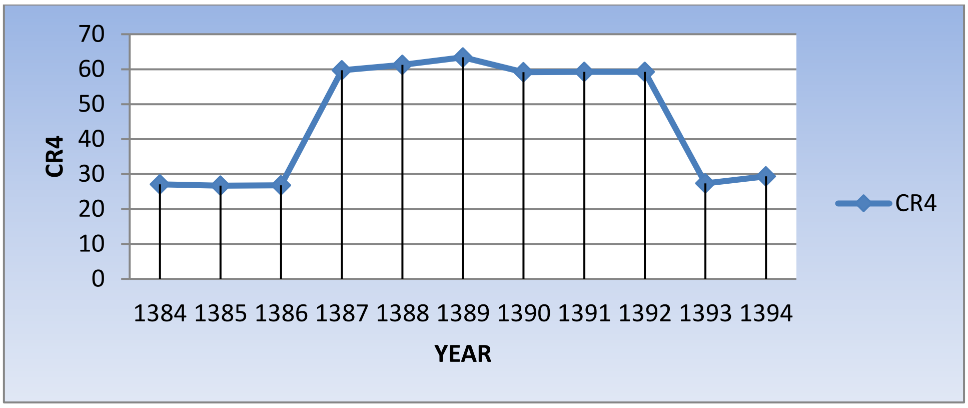
یکی از مباحث جدال‌انگیز میان نظریه‌پردازان اقتصـادی طـی دو دهه اخیر بررسی تأثیر نوسانات اقتصادی (شـوک‌هـای اقتصـادی) بـر رفتار و ساختار بازار بوده است به طوری‌که نتـایج برخـی از مطالعـات

1- Rey
2- Hanazono and Yang
3- Oleksandr Shcherbakovy and Naoki Wakamori
4- Proportional reduction
5- Baker

۶-تمرکز بازار شاخص مناسبی است که به کمک آن می‌توان تشخیص داد که بـازار مورد بررسی به چه شکلی اداره می‌شود. بازارهای واقعی را با توجه به مقدار شـاخص تمرکز می‌توان از انحصار تا رقابت تقسیم بندی نمود؛ نسبت شـاخص تمرکـز بـرای هر سال به صورت نسبتی از مقدار تولید ۴ بنگاه بزرگتر به سطح تولید کل بنگـاه‌هـا محاسبه می‌شود؛ به طوری‌که در این مقاله از نسبت سطح تولیـد ۴ اسـتان برتـر بـه مقدار تولید کل استان‌ها در هر سال استفاده شده است.

۷- اطلاعات آماری مربوط به قیمت و تولید گوشت قرمز در جدول ۱ پیوسـت ارائـه شده است.

حاکی از آن است که شوک‌ها به طور خاص از طریق تأثیر بر قیمت و سطح تولید ساختار بازار را تحت تأثیر قرار نمی‌دهد بلکه برخی از شوک‌های اقتصادی با ایجاد پویایی رفتار میان بنگاه‌ها بر ساختار بازار تأثیر خواهد گذاشت. در این مقاله تأثیر شوک‌های تقاضا بر رفتار و ساختار بازار مورد ارزیابی قرار می‌گیرد، از این رو ضروری است پس از تعریف شوک‌های تقاضا از مدل مفهومی برای درک و فهم بیشتر این موضوع استفاده شود.



شکل ۱- نسبت تمرکز (CR4) بازار گوشت قرمز

Figure 1- CR4 in beef market

مأخذ:یافته‌های پژوهش

Source: Research findings

شوک‌های تقاضا

طی چند دهه اخیر، شوک‌های اقتصادی به عنوان یکی از موضوعات اساسی اقتصاد کلان مطرح شده است. به طوری‌که می توان گفت تمامی اقتصادها به نوعی با شوک مواجه هستند و از این‌رو نوساناتی در تولید، اشتغال و سطح قیمت‌ها مشاهده می‌شود. این نوسانات می‌تواند نتیجه دو نوع اخلال (شوک) باشد. شوک‌هایی با عنوان اختلالات طرف عرضه، که اثر پایداری بر تولید دارند و شوک هایی با عنوان اختلالات طرف تقاضا (سیاست‌های پولی و مالی)، که اثر موقت دارند. در کوتاه مدت شوک‌های طرف تقاضا به عنوان عامل مهم تغییر تولید و اشتغال و قیمت‌ها مورد توجه قرار می‌گیرند.[1] طبق طبقه‌بندی شوک‌های تقاضا توسط کاور (۸)، شوک مثبت، تقاضا را افزایش، و شوک منفی، تقاضا را کاهش می‌دهد. روش‌های مختلفی برای استخراج شوک‌های تقاضا و مجزا کردن آن به شوک‌های مثبت و منفی وجود دارد. از جمله این روش‌ها می‌توان به روش بکر[2] (۶) و ویلیویتا و آزام[3] (۲۳) در استفاده از پسماند معادلات رگرسیونی تک معادله‌ای و معادلات همزمان مطابق ادبیات اقتصاد سنجی اشاره نمود و یا روش کندیل (۱۳) و روش روند زمانی فیلتر هودریک پرسکات[4] و یا روش استفاده از روند زمانی متغیر سری زمانی صمدی و جلایی (۲۰) و یا روش میانگین متحرک دانش جعفری (۸) را مطرح نمود.[5] در این مقاله از روش بکر و ویلیویتا و آزام یعنی استفاده از پسماند معادله رگرسیونی استفاده می‌شود.[6]

مدل مفهومی[7]

این مطالعه مدل انحصار چندجانبه‌ی حد آستانه‌ای قیمت را برای آزمون چگونگی رفتار و واکنش بنگاه‌ها در بازار انحصار چندجانبه در مقابل بروز شوک غیرمنتظره تقاضا، مورد استفاده قرار داده است. ایده اساسی مطرح شده در این مدل توسط گرین و پورتر (۹)، معرفی شده است و بیان می‌دارد که بنگاه‌ها بعد از کاهش غیرمنتظره و گسترده تقاضا، به طور موقت قیمت‌گذاری رقابتی را اتخاذ می‌کنند به طوری که بازگشت به سمت قیمت گذاری رقابتی در طول دوره نااطمینانی، به عنوان مکانیسم سیاستی برای تنبیه متقلبین، توسط صنایع رقیب صورت می‌گیرد، زیرا چنین بنگاه‌هایی قادر به مجزا کردن تفاوت میان کاهش غیرمنتظره تقاضا و تقلب رقیب نیستند.[8] حتی اگر تقلب

۱- اختلالات طرف عرضه موضوع این تحقیق نمی‌باشد و لذا به آن پرداخته نمی شود.

2- Baker
3- Weliwita and Azam
4- Hodrik-Prescott (HP)

۵- برای دسترسی به اطلاعات بیشتر به مقاله یوسفی و بهمنی(۲۲) مراجعه شود.

۶- توضیحات بیشتر این روش در بخش روش تحقیق و تصریح مدل ارائه می‌شود.

۷- مدل مفهومی برگرفته از مقاله بکر (۶) است.

۸- این نتیجه با این فرض برقرار است که تولیدکنندگان کالای نهایی، اطلاع کاملی از عوامل نهاده اصلی و تولیدات کالای نهایی رقبای خود ندارند. در غیر این صورت استفاده از مدل گرین و پورتر سوال برانگیز خواهد بود.

واقعیت نداشته باشد، چون بنگاه‌ها قادر به مجزا ساختن تفـاوت میـان تقلب رقیب و کاهش تقاضا نیستند آن‌ها تولیدشـان را فراتـر از سـطح همکارانه[۱] افزایش می‌دهند تا در این صورت متقلب را تنبیه کننـد. در این‌صورت مـی‌تـوان گفـت زمـانی کـه بنگـاه‌هـا بـه دنبـال کـاهش غیرمنتظره تقاضا رقابتی‌تـر مـی‌شـوند، در بـازار انحصـار چندجانبـه‌ی فروش کالای نهایی، مارک‌آپ[۲] که در واقع همان اضافه قیمت نسبت به هزینه نهایی است کاهش می‌یابد.

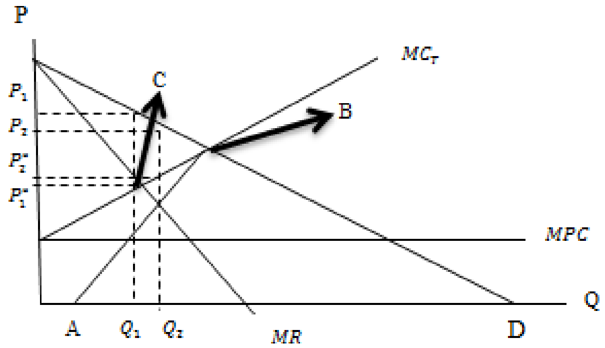
در نمودار ۱ که مربوط به بازار تولید کـالای نهـایی اسـت چنـین ارتباطاتی نشان داده شده است. در نمودار، فرض می‌شود (D) منحنی تقاضای خطی برای کالای نهایی اسـت. نقطـه‌ی C تعـادل در بـازار ستانده، جائی‌که درآمد نهایی صنعت سـتانده (MR) بـا هزینـه نهـایی برابر است، (MCT=ME+MPC)، را نشان می‌دهـد (بـه طـوری‌کـه MPC هزینه نهایی تولیـد کـالای نهـایی در بـازار انحصـارچندجانبه فروش است که برای سادگی ثابت فرض شده و ME مخـارج نهـایی تولید نهاده اصلی در بازار انحصـار چندجانبـه خریـد اسـت)، در نقطـه تعادلی مقـدار (Q_1) از کـالای نهـایی در بـازار سـتانده در قیمـت P_1 فروخته می‌شود و مارک‌آپ انحصار چندجانبه فـروش صـنعت سـتانده برابر با $p_1 - p_1^*$ است.

حال فرض می‌شود که قیمت کالای نهایی یـا سـتانده بـه علـت کاهش غیرمنتظره در تقاضای سـتانده از P_1 بـه P_2، کـاهش یابـد. از آنجا که صنایع تولید ستانده قادر به تشخیص نیستند که آیا علت ایـن کاهش ناشی از تقلب رقیب بوده یا ناشی از کاهش غیرمنتظره تقاضـا، آنها تولیدشان را برای یک دوره زمانی بـه سـطح (Q_2) افـزایش مـی دهند. (Q_2) در صورتی که BA هزینه نهایی صنعت باشد، سطح تولید تعادلی خواهد بود، به عبارت دیگر، بنگاه‌ها موقتـا بـه دنبـال کـاهش غیرمنتظره تقاضا، سطح تولیدشان را به (Q_2) افزایش مـی‌دهنـد و بـا ایجاد هزینه نهایی صنعت جدید (BA)، رابطه عرضه‌ای با شیب تندتر را ایجاد می‌کنند. در (Q_2)، مارک‌آپ انحصار چندجانبه فروش برابر بـا $p_2 - p_2^*$ خواهد شد. به طوری‌که آن از مارک‌آپ انحصـار چندجانبـه فروش اولیه $p_1 - p_1^*$، کمتر است به عبارتی می‌تـوان نتیجـه گرفـت پویایی رفتاری بنگاه‌ها منجر به ایجاد رفتار و ساختار رقابتی‌تر در بازار گردیده است.

تابع عرضه و تقاضا برای تولید انحصاری همگن

با توجه به مطالب ذکـر شـده در بـالا، بـرای سـاخت یـک مـدل کاربردی تجربی، لازم است معرفی نموداری بالا به صـورت معـادلات ریاضی بیان شود، به طوری‌که در ذیل به تصریح چنین مدلی پرداخته می‌شود:

1- Coorporative
2- Markup



نمودار ۱- بازار انحصار چند جانبه فروش کالای نهایی
Chart 1- Multilateral Monopoly Market for Final Good

در معادله ۱ یک تابع تقاضای معکوس برای تولید همگن صـنعت معرفی شده، به طوری‌که P قیمت بـازار و Q سـطح تولیـد صـنعت را نشان می‌دهد و Y برداری از متغیرهای برون‌زاست که منحنی تقاضا را جابجا می‌کند. شوک ϵ بیانگر نوسانات تصادفی در تقاضا است.

$$P = f(Q,Y) + \epsilon \qquad (۱)$$

با استفاده از تابع تقاضا، تابع درآمد نهایی بـه صـورت معادلـه (۲) بدست می‌آید. به طوری‌که f_q بیانگر شیب تابع تقاضا است.

$$MR = f(Q,Y) + Qf_q(Q,Y) + \epsilon \qquad (۲)$$

معادله (۳) تابع عرضه کل صنعت را، با توجه به روابط (۱) و (۲) و عبـارات $Qf_q(Q,Y) = MR - P$ و تـابع هزینـه نهـایی کوتـاه مدت $MPC = c(Q,W) + v$ و تسـاوی MR=MPC و بـا شـرط همگن بودن محصول و عدم وجود رفتار رقابتی توسط بنگاه‌ها، نشـان می‌دهد.

$$f(Q,Y) + Qf_q(Q,Y) + \epsilon = c(Q,W) + v$$
$$P + MR - P = c(Q,W) + v$$
$$P = \theta(P - MR) + c(Q,W) + v \qquad (۳)$$

تابع عرضه شامل سه عامل است. تابع هزینه نهایی کوتـاه مـدت $c(Q,W)$، شوک هزینه تصادفی v و $\theta(P - MR)$ که نشان دهنده رفتار انحصاری است. W برداری از متغیرهای برون‌زاست کـه هزینـه نهایی را جابجا می‌کند. با استفاده از معادلـه (۱) و (۲) و جـایگزینی در معادله (۳)، تابع عرضه به شکل زیر بازنویسی می‌شود:

$$P = \theta P - \theta MR + c(Q,W) + v$$
$$P = \theta f(Q,Y) + \theta\epsilon - \theta f(Q,Y) - \theta\, Qf_q(Q,Y) - \theta\epsilon + c(Q,W) + v$$
$$P = -\theta Qf_q(Q,Y) + c(Q,W) + v \qquad (۴)$$

پارامتر مارک‌آپ θ منعکس کننده رفتار انحصاری است (۷). برای مثال تحت رقابت کامل که قیمت مساوی با هزینـه نهـایی اسـت، θ برابر با صفر است. به طور کلی θ ممکـن اسـت تـابعی از متغیرهـای برون‌زای مدل مانند شوک‌ها باشند. این مقاله به طور تجربـی نظریـه

مربوط به اثر شوک تقاضا بر θ را مورد آزمون قرار می‌دهد.

تصریح مدل نهایی و معرفی متغیرها

به منظور بررسی موضوع تحقیق، یک تابع عرضه ساختاری مورد برآورد قرار می‌گیرد. مدل تخمینی فرض می‌کند که تقاضای بازار همانند معادله (۵) فرم تابعی لگاریتم خطی را دارد:

$$lnP = \alpha_0 + \alpha_1 lnQ + \alpha_2 lnY + \varepsilon \quad (۵)$$

به طوری‌که Q برابر با سطح تولید صنعت و Y برداری از متغیرهای برون‌زاست که منحنی تقاضا را جابجا می‌کند. لگاریتم تابع عرضه، با استفاده از رابطه $MR = P + Qf_q(Q,Y)$ و $\alpha_1 = Qf_q(Q,Y)$ و لگاریتم تابع هزینه نهایی یعنی $ln(MPC) = \beta_0 + \beta_1 lnQ + \beta_2 lnW + v$ و جایگزینی و ساده‌سازی این روابط در معادله (۴)، به صورت معادله (۷) بازنویسی می‌گردد:

$$P = -\theta(\alpha_1) + exp[\beta_0 + \beta_1 lnQ + \beta_2 lnW + v] \quad (۶)$$

$$lnP = \beta_0 - \alpha_1\theta + \beta_1 lnQ + \beta_2 lnW + v \quad (۷)$$

در هر دو معادلات (۵) و (۷)، برداری از متغیرهای برون‌زای انتقال‌دهنده‌ی دهنده تقاضا (Y) و هزینه (W) وجود دارد و دو شوک، ε و v، فرض می‌شود دارای توزیع یکسان و مستقل از یکدیگر باشند. اکنون ضروری است پارامتر مارکاپ انحصار چند جانبه θ مشخص شود. معادله (۸) فرض اینکه صنعت هنگام کاهش غیرمنتظره تقاضا ممکن است رقابتی‌تر عمل کنند را نشان می‌دهد.

$$\theta = \theta^* + \gamma(\varepsilon) \quad (۸)$$

معادله بالا نشان می‌دهد پارامتر θ از دو جزء عرض از مبدا θ^* و روند γ (وابسته به شوک ε) تشکیل شده است. از این رو می‌توان با جایگزینی رابطه (۸) در رابطه (۷)، تابع عرضه را به صورت زیر بازنویسی کرد:[1]

$$lnP = (\beta_0 - \alpha_1\theta^*) - \alpha_1\gamma(\varepsilon) + \beta_1 lnQ + \beta_2 lnW + v$$
$$= \delta_0 - \alpha_1\gamma(\varepsilon) + \beta_1 lnQ + \beta_2 lnW + v \quad (۹)$$

حال جهت ارزیابی فرضیه تحقیق لازم است شوک تقاضا وارد تابع عرضه گردد، از این رو برای دستیابی به این هدف روش بکر (۶) و ویلیویتا و آزام (۲۳) به کار گرفته می‌شود و با استفاده از پسماندهای حاصل از برآورد تابع تقاضا، شوک تقاضا به صورت یک متغیر مجازی (DUM) وارد تابع عرضه می‌شود. از این رو، برای وارد کردن متغیر شوک در تابع عرضه، اگر پسماند حاصل از تخمین معادله (۵) بزرگ و منفی باشد، متغیر DUM ارزش یک را به خود اختصاص می‌دهد و در غیر این صورت ارزش صفر را به خود اختصاص می‌دهد. بر این اساس، متغیر روند در رابطه (۸) را می‌توان به صورت زیر نوشت:

$$\gamma(\varepsilon) = (\gamma^*)DUM \quad ; \quad \gamma^* < 0 \quad (۱۰)$$

با جایگزاری رابطه‌ی (۱۰) در معادله (۹) و با فرض اینکه تمامی متغیرها قابل مشاهده باشند، تابع عرضه نهایی به صورت زیر ارائه می‌گردد:

$$lnP = \delta_0 - \alpha_1(\gamma^*)DUM + \beta_1 lnQ + \beta_2 lnW + v \quad (۱۱)$$

بر اساس رابطه بالا، در صورت شوک بزرگ و منفی تقاضا (DUM=1) صنعت نسبت به این نوع شوک از طریق افزایش رقابت میان اعضای صنعت، واکنش نشان می‌دهد، از این رو قیمت صنعت کاهش می‌آید.

زمانی که تابع عرضه برآورد می‌شود، فرضیه سیاست‌گذاری صنعت تحت نااطمینانی، $\gamma^* < 0$، مورد آزمون قرار می‌گیرد. به عبارتی فرض صفر برابر $\gamma^* = 0$ خواهد بود. از آنجا که ضریب α_1 (کشش تابع تقاضای معکوس) غیر صفر است، فرضیه را می‌توان با بررسی اینکه ضریب DUM منفی باشد، مورد آزمون قرار داد. (چون کشش تقاضا α_1 در معادله (۵) منفی است، ضریب DUM نیز منفی خواهد بود اگر $\gamma^* < 0$ باشد).

اگر فرض صفر $\gamma^* = 0$ پذیرفته شود، هیچ مبنایی برای تبعیض میان رفتار رقابتی و تبانی در صنعت فراهم نخواهد شد. اگر همکاری یک استراتژی رایج و غالب برای همه عرضه‌کنندگان باشد، همچنان $\gamma^* = 0$ برقرار خواهد ماند، در این حالت، همه بنگاه‌ها متوجه می شوند که تقلب رقیب هرگز یک استراتژی منطقی نیست از این رو، تغییر رفتار هرگز لزومی ندارد و مارکاپ با کاهش غیرمنتظره قیمت تغییر نمی‌کند.

با توجه به توضیحات مطرح شده در این بخش مدل نهایی تابع تقاضا (۱۲) و تابع عرضه (۱۳) به صورت سیستم معادلات همزمان خطی جهت بررسی موضوع مورد مطالعه، به صورت زیر خواهد بود:

$$lnP = \alpha_0 + \alpha_1 lnQ + \alpha_2 lnP' + \alpha_3 lnI + \alpha_4(lnQ * lnI) + \varepsilon \quad (۱۲)$$

$$lnP = \delta_0 - \beta_0 * DUM + \beta_1 lnQ + \beta_2 lnPC + \beta_3 lnCO + v \quad , \quad \beta_0 = (\gamma^*)\alpha_1 \quad (۱۳)$$

به طوری‌که در سیستم معادلات بالا lnP (میانگین قیمت گوشت قرمز) متغیر درون‌زا وابسته در هر دو معادله است و متغیرهای توضیحی عبارت اند از:

LnQ لگاریتم تولید گوشت قرمز (اثر نهایی این متغیر بر متغیر وابسته در تابع تقاضا منفی و در تابع عرضه مثبت است)، lnP' لگاریتم قیمت عمده فروشی گوشت مرغ (اثر نهایی این متغیر بر متغیر وابسته بستگی به جانشین و مکمل بودن کالا دارد؛ در صورت مکمل بودن اثر نهایی منفی و درصورت جانشین بودن اثر نهایی مثبت

۱- در سمت راست معادله (۹)، پارامتر $\delta_0 = (\beta_0 - \alpha_1\theta^*)$ عرض از مبدا است؛ اگرچه این جایگزینی تبعیض بین مارکاپ و پارامترهای تابع هزینه را مشکل می‌سازد.

است)، lnI لگاریتم درآمد سرانه کشوری (اثر نهایی این متغیرها بر متغیر وابسته بستگی به پست و عادی بودن گوشت قرمز در سبدکالایی دارد؛ در صورت پست بودن اثر منفی و در صورت مثبت بودن اثر مثبت است)، $lnPC$ لگاریتم میانگین قیمت عمده دام زنده درب کشتارگاه به عنوان نهاده اصلی تولید گوشت قرمز (اثر نهایی این متغیر بر متغیر وابسته مثبت است)، $lnCO$ لگاریتم هزینه حمل و نقل به عنوان شاخص هزینه‌های بازاریابی (اثر نهایی این متغیر بر متغیر وابسته مثبت است) و DUM متغیر مجازی برای شوک بزرگ تقاضای غیرمنتظره و منفی (در صورت قبول فرضیه تحقیق اثر نهایی این متغیر بر متغیر وابسته منفی است)، همچنین $(lnQ * lnI)$ و به بیانگر اثر متقابل بین لگاریتم تولید گوشت قرمز و لگاریتم درآمد سرانه کشوری است (در این متغیر دو اثر متقابل وجود دارد که از یک سوی اگر گوشت قرمز کالای عادی باشد: با افزایش درآمد (علت)، تقاضای گوشت قرمز و به تبع آن قیمت گوشت قرمز افزایش می‌یابد؛ از سوی دیگر اگر مقدار گوشت قرمز (علت) افزایش یابد قیمت گوشت قرمز کاهش می‌یابد از این رو اثر نهایی این متغیر بستگی به برآیند این دو اثر بر متغیر وابسته دارد). شایان ذکر است اطلاعات آماری مربوط به موضوع مورد مطالعه از آمارنامه وزارت جهاد کشاورزی و بانک مرکزی و مرکز آمار جمهوری اسلامی ایران طی سال‌های ۱۳۷۵-۱۳۹۵ به صورت فصلی تهیه شده است.

نتایج و بحث

برای تعیین برآوردگر مناسب جهت برآورد الگوی مورد نظر انجام چهار آزمون پایایی، اریب همزمانی، قطری بودن و مسئله تشخیص پیش از برآورد الگو صورت می‌گیرد؛ اولین مرحله در برآورد داده‌های سری زمانی بررسی مانایی این داده‌ها می‌باشد. برای بررسی پایایی متغیرها از آزمون دیکی فولر تعمیم یافته[1] استفاده شده است. نتایج نشان داد در تابع تقاضا و تابع عرضه لگاریتم تولید گوشت قرمز مانا هستند به طوری‌که طبق جدول ۱ سایر متغیرها در تفاضل مرتبه اول در عرض از مبدا مانا هستند از این رو برای جلوگیری از دست دادن اطلاعات ارزشمند از آزمون هم‌انباشتگی انگل گرنجر استفاده می‌شود.[2] نتایج این آزمون در جدول ۲ نشان دهنده همگرایی بلندمدت بین متغیرهای تحقیق می‌باشد. از این رو در تخمین از متغیرها بدون تفاضل‌گیری استفاده می‌شود.

با استفاده از آزمون اریب همزمانی هاسمن (۱۱)[3] فرض صفر مبنی بر عدم همبستگی بین جمله خطا و متغیرهای توضیحی مورد بررسی قرار می‌گیرد، نتایج این آزمون برای هر دو معادله در جدول ۳ بیانگر نقض فرض کلاسیک یعنی عدم همبستگی بین جمله خطا و متغیر توضیحی و عدم کارآمدی روش تخمین حداقل مربعات معمولی (ols) است.

بر اساس نتایج حاصل از آزمون قطری بودن ماتریس واریانس کواریانس براش پاگان (۵)[4]، میان جملات پسماند موجود در معادلات، همبستگی وجود دارد. از آنجا که این نتیجه یکی دیگر از فروض کلاسیک را نقض می‌کند، آزمون قطری بودن نیز همانند آزمون اریب همزمانی، روش حداقل مربعات معمولی را روشی مناسب جهت برآورد معادلات نمی‌داند و تخمین به صورت تک معادله‌ای را تأیید می‌کند. در نهایت برای شناسایی الگو شرط درجه‌ای و رتبه‌ای انجام می‌شود.[5]

نتایج جدول بالا نشان می‌دهد هر دو معادله فراشناسا هستند؛ همچنین بررسی شرط رتبه‌ای نیز همین نتایج را در بر دارد. از این رو برای برآورد سیستم معادلات همزمان از روش تک معادله‌ای[6] یا روش اطلاعات محدود حداقل مربعات دومرحله‌ای (2SLS) استفاده می‌شود. نتایج حاصل از برآورد معادله (۱۲) در جدول ۵ ارائه شده است.

نتایج حاصل از تخمین تابع معکوس تقاضا در جدول ۵ نشان می‌دهد که متغیر لگاریتم درآمد سرانه به عنوان عامل تغییر در تقاضا، (در سطح ۵ درصد) تأثیر معنادار مثبت بر لگاریتم قیمت گوشت قرمز داشته است؛ این نتایج می‌تواند بیانگر آن باشد که با افزایش درآمد، تقاضا برای گوشت قرمز افزایش یافته و به دنبال آن قیمت گوشت قرمز نیز افزایش یافته است از این‌رو گوشت قرمز یک کالای عادی محسو ب می‌شود. همچنین بر اساس نتایج و ضریب مثبت لگاریتم قیمت گوشت مرغ می‌توان بیان کرد مطابق با تئوری‌های اقتصاد خرد و فرضیه‌های تحقیق گوشت مرغ و گوشت قرمز در کشور ایران یک کالای جانشین است.

1- Augmented Dickey-Fuller

۲- تجزیه و تحلیل داده های سری های زمانی نامانا بدون بر طرف کردن مشکل نامانایی اکثرا به تفاسیر نادرست می‌انجامد. از طرفی، استفاده از روش تفاضل‌گیری برای مانا نمودن، منجر به از دست دادن اطلاعات و افزایش خطا در سری‌های زمانی کوتاه مدت می‌شود. جهت بر طرف کردن این مشکل، روش هم انباشتگی توسط انگل– گرنجر در سال ۱۹۸۷ معرفی گردید؛ که در آن آزمون دیکی فولر را روی پسماندهای مدل انجام می‌گیرد و اگر سری زمانی پسماندها مانا شد، این تائیدی بر هم انباشتگی است.

3- Housman

4- Breusch and Pagan

۵- در یک الگوی دارای تعداد M معادله همزمان، در صورتی که رابطه $K - k > m - 1$ برقرار گردد، سیستم معادلات همزمان بیش از حد شناسا یا فراشناسا خواهد بود. به طوری که K تعداد متغیرهای توضیحی از قبل تعیین شده در الگو است و k و m به ترتیب بیانگر تعداد متغیرهای برونزا و تعداد متغیرهای درونزا در هر معادله است. بر اساس شرط رتبه‌ای یک معادله در صورتی شناسا است که بتوان حداقل یک دترمینان غیرصفر از درجه $(M - 1)(m - 1)$ از ضرائب متغیرهای خارج از معادله فوق اما حاضر در الگو را بدست آورد.

۶- یکی از دلایل مهم اینکه معادلات به صورت جداگانه مورد برآورد قرار می‌گیرد می‌توان به این نکته اشاره نمود که برای بدست آوردن متغیر دامی در تابع عرضه ضروری است از پسماندهای تابع تقاضا استفاده شود.

ضریب متغیر کنترل $(lnQ * lnI)$ در جدول نتایج، بیانگر تأثیر منفی متغیر اثر متقابل بین لگاریتم تولید گوشت قرمز بر متغیر لگاریتم قیمت گوشت قرمز است. با توجه به نتیجه مذکور و مطالب بخش تصریح مدل نهایی و معرفی متغیرها، رابطه علت و معلولی از سمت درآمد در این متغیر کنترل نشان می‌دهد که طی سال‌های مورد مطالعه به دنبال افزایش درآمد سرانه، تقاضا و قیمت برای گوشت قرمز افزایش داشته؛ از طرفی اگر رابطه علت و معلول از سمت مقدار تقاضای گوشت قرمز باشد، با افزایش مقدار تقاضا قیمت گوشت قرمز کاهش می‌یابد؛ از آنجا که تأثیر متغیر کنترل مذکور بر متغیر وابسته منفی شده است می‌توان بیان کرد درصد تغییرات مقدار تقاضا به عنوان علت بر قیمت گوشت قرمز بیشتر از درصد تغییرات درآمد به عنوان علت بر قیمت گوشت قرمز می‌باشد.

جدول ۱- آزمون دیکی فولر در تفاضل‌گیری مرتبه اول توابع تقاضا و عرضه

Table 1- Augmented Dickey-Fuller test for first order differentiation of demand and supply functions

P-VALUE	T-Static	Series	P-VALUE	T-Static	Series
(0.0057)	-4.168934	lnP'	(0.0000)	-3.21081	lnI
(0.0412)	-3.130334	$lnCO$	(0.0000)	-5.391472	$lnQ * lnI$
(0.0419)	-3.121209	$lnPc$	(0.0457)	-3.110022	lnP

مأخذ: یافته‌های پژوهش

Source: Research findings

جدول ۲- آزمون انگل گرنجر

Table 2- Engel Granger Test

معادله Equation	پسماندها RESIDS	آماره ADF	مقادیر بحرانی Critical values		
			٪۱	٪۵	٪۱۰
12	RESID1	-4.57	-3.80	-3.02	-2.65
13	RESID2	-4.32	-3.80	-3.02	-2.65

مأخذ: یافته‌های پژوهش

Source: Research findings

جدول ۳- آزمون همزمانی

Table 3- Simultaneity Test

معادله Equation	متغیر Variables	ضریب Coefficient	انحراف معیار S-Error	سطح معنی داری Probe
12	RESID1	1,000000	-17E1,31	0.0000
13	RESID2	1,000000	-16E6,30	0.0000

مأخذ: یافته‌های پژوهش

Source: Research findings

جدول ٤- بررسی شرط درجه‌ای

Table 4- Check the condition degree

قابلیت شناسایی Ability to identify	تعداد متغیرهای از پیش تعیین شده خارج مانده از الگو Number of predetermined variable out of pattern $K-k$	تعداد متغیرهای درون‌زای معادله منهای یک Number of endogenous variable of equation minus one $m-1$	معادله Equation
فراشناسا (Over Identified)	3	0	12
فراشناسا (Over Identified)	3	0	13

مأخذ: یافته‌های پژوهش

Source: Research findings

جدول ۵- نتایج حاصل از برآورد تابع تقاضا به روش (2SLS)
Table 5- Achieved results from estimation of demand function by (2SLS) method

متغیرها	Series	ضرائب معادله تقاضا The demand equation parameters
عرض از مبدا	Intercept	0.51 (0.13)
لگاریتم تولید گوشت قرمز	Logaritm of Beaf Production (lnQ)	-1.01 (0.05)
لگاریتم درآمد سرانه	Logaritm of Per capita income (lnI)	0.48 (0.02)
اثر متقابل لگاریتم درآمد سرانه و لگاریتم تولید گوشت قرمز	Interaction of Logaritm of Per capita income and Logaritm of Beaf Production ($lnQ * lnI$)	-0.32 (0.02)
لگاریتم قیمت گوشت مرغ	Logaritm of Chiken price (lnP')	0.01 (0.001)
	R^2	0.92
	Durbin-Watson	1.96

**ارقام داخل پرانتز بیانگر آماره Std. Error است. Amounts into parenthesis contain the static Std.Error

مأخذ: یافته‌های پژوهش Source: Research findings

در نهایت طبق نتایج جدول، تحلیل ضریب متغیر لگاریتم تولید گوشت قرمز نشان می‌دهد این متغیر با ضریب (۱/۰۱) تأثیر منفی و معنی داری بر متغیر وابسته دارد، به عبارتی به ازاء یک درصد افزایش در مصرف سرانه گوشت قرمز، به میزان (۱/۰۱) درصد قیمت گوشت قرمز کاهش خواهد یافت که این نتیجه مؤید کم بودن کشش خود قیمتی تقاضا (۰/۹۹-) و شیب منفی منحنی تقاضا طبق تئوری‌های اقتصاد خرد است. از دلایل کم بودن این ضریب می‌توان به کاهش مصرف این کالا در سبد کالایی مردم به دلیل کاهش درآمد و تعداد جانشین کالایی زیاد طی سال‌های مورد مطالعه اشاره نمود.

اکنون برای برآورد تابع عرضه چنانچه در بخش روش تحقیق توضیح داده شد، لازم است مطابق روش بکر (۷) و ویلیویتا و آزام (۲۷) از پسماندهای تقاضا، متغیر مجازی DUM برآورد شود؛ بر این اساس پسماند تابع تقاضای برآوردی در جدول ۵ برای فصول مربوط به سال‌های ۱۳۷۶-۱۳۷۸-۱۳۷۹-۱۳۸۳-۱۳۸۴-۱۳۸۵-۱۳۸۷-۱۳۹۱-۱۳۹۳-۱۳۹۴-۱۳۹۵ منفی بدست آمد و طبق مطالب بخش تصریح مدل نهایی در مقاله، متغیر مجازی DUM طی این مقاطع زمانی برابر با یک در نظر گرفته شد و با استفاده از آن، تابع عرضه مورد برآورد قرار گرفت به طوری‌که نتایج حاصل در جدول ۶ ارائه شده است.

جدول ٦- نتایج حاصل از برآورد تابع عرضه به روش (2SLS)
Table 6- Acheived results from estimation of supply function by (2SLS) method

متغیرها	Series	ضرائب معادله عرضه The supply equation parameters
عرض از مبدا	Intercept	0.11 (0.11)#
لگاریتم تولید گوشت	Logaritm of Beef Production (lnQ)	1.27 (0.08)
لگاریتم قیمت دام زنده	Logaritm of The price of live animal ($lnPC$)	0.45 (0.16)
لگاریتم هزینه‌های حمل و نقل	Logaritm of Transport Cost ($lnCO$)	0.23 (0.09)
متغیر مجازی	Dummy Variable (DUM)	-0.10 (0.22)
	R^2	0.95
	Durbin-Watson	1.98

**ارقام داخل پرانتز بیانگر آماره Std. Error است. Amounts into parenthesis contain the static Std.Error

ضرائب معنی‌دار نیستند. Coefficients are not meaningful

مأخذ: یافته‌های پژوهش Source: Research findings

نتایج تخمین تابع عرضه بیانگر تأثیر مثبت و معنادار قیمت دام زنده بر قیمت گوشت قرمز است؛ به طوری که بررسی این ضریب نشان می‌دهد به دنبال افزایش یک درصد قیمت دام زنده، قیمت گوشت قرمز ۰/۴۵ درصد افزایش می‌یابد به عبارتی این نتیجه بیانگر آن است که قیمت دام زنده به عنوان نهاده اصلی تهیه گوشت قرمز نقش اساسی را در هزینه تولید گوشت قرمز دارد. همچنین نتایج نشان می‌دهد، به ازاء یک درصد افزایش هزینه حمل قیمت گوشت قرمز به میزان ۰/۲۳ درصد افزایش یافته است که این نتیجه مؤید آن است که تغییرات هزینه‌های حمل و نقل به عنوان شاخص بازاریابی در قیمت تمام شده یک کالا تأثیر بسزایی دارد. طبق نتایج تخمین تابع عرضه، تولید گوشت قرمز با ضریب (۱/۲۷) تأثیر مثبت بر قیمت گوشت قرمز داشته است.

اکنون بر اساس نتایج جدول ۶ به بررسی فرضیه اصلی تحقیق یعنی منفی بودن ضریب DUM و فرض $\gamma^* < 0$ پرداخته خواهد شد؛ پرداخته خواهد شد؛ نتایج بیانگر ضریب دامی منفی (۰/۰۱-) است؛ برای دستیابی به نتایج مطلوب‌تر، لازم است بر اساس مطالب بخش (۳-۲) فرض $\gamma^* < 0$ مورد تجزیه و تحلیل قرار گیرد.[1] در تابع عرضه برآوردی $\gamma^* < 0$ بدست آمد که این نتیجه گویای قبول فرضیه مبنی بر تغییر ساختار بازار گوشت قرمز به سمت رقابتی تر شدن طی شوک‌های منفی تقاضا است به طوری‌که آن مؤید نتیجه مطالعات بکر (۶)، کنتیل و لیپور (۱۴)، گرین و پورتر (۹)، ری (۱۸)، روتنبرگ و سالونر (۱۹) و در تضاد با نتیجه مطالعات ویلیویتا و آزام (۲۳)، هالتی وانگر و هارینگتن[2] (۱۲)، می‌باشد. قابل ذکر است این ضریب اندک بیانگر آن است که این پویایی رفتاری میان بنگاه‌ها ضعیف بوده است.

نتیجه‌گیری و پیشنهادها

رفتار بازیگران در بازار، اقتصاد یک کشور را از طریق تغییر در ساختار بازار می‌توانند تحت تأثیر قرار دهد، از این رو برای ایجاد یک اقتصاد پویا که در آن رفاه جامعه حداکثر باشد، ضروری است اتخاذ سیاست‌ها بر طبق نوع رفتار بازیگران حاضر در بازار باشد. طی چند دهه اخیر اقتصادانان توجه خاصی به تأثیر شوک‌ها بر اقتصاد از طریق تغییر در قیمت، تولید، سرمایه‌گذاری و رشد داشته‌اند. بررسی اثر شوک‌ها بر پویایی رفتار بنگاه‌ها نیز یکی از مباحث مهمی است که اقتصاددانانی همچون پورتر، گرین ، روتنبرگ و سالونر به آن پرداخته اند، به طوری‌که در مطالعات داخلی به طور گسترده به بررسی این موضوع پرداخته نشده است، از این رو هدف این مقاله آزمون پویایی رفتار و ساختار بازار نسبت به شوک‌های منفی تقاضا با استفاده از داده‌های فصلی طی سال‌های ۱۳۷۵-۱۳۹۵ است. به طور کلی نتایج جدول ۵ و ۶، بیانگر قبول فرضیه تحقیق است، در واقع می‌توان بیان کرد بازار گوشت قرمز ایران قابلیت تغییر ساختار به سمت رقابتی‌تر شدن را با وجود شوک‌های متفی تقاضا دارد و همچنین وجود داده-های فصلی فرصت امکان عکس‌العمل میان بنگاه‌ها درنتیجه شوک منفی تقاضا را بیشتر فراهم ساخته است.

با توجه به توضیحات مطرح شده در قسمت تحلیل نتایج و اثر منفی متغیر اثر متقابل بین درآمد سرانه شهری و تولید گوشت مرغ و اثر مثبت متغیر اثر متقابل بین درآمد سرانه روستایی و تولید گوشت مرغ و اثر مثبت درآمد سرانه شهری و اثر منفی درآمد سرانه روستایی بر متغیر قیمت گوشت قرمز می‌توان بیان کرد در مناطق شهری و روستایی با توجه به بررسی رابطه علت و معلولی، اگر علت افزایش درآمد باشد اثر تغییرات تولید و قیمت گوشت مرغ نسبت به اثر تغییرات درآمدی بر تولید و قیمت گوشت قرمز (به عنوان متغیر وابسته) بیشتر بوده و اگر علت افزایش مقدار تولید گوشت مرغ باشد نتیجه معکوس است؛ به عبارتی در این رابطه علت و معلولی اثر نهایی متغیرهای کنترل بر متغیر وابسته بستگی به چگونگی تغییرات متغیر معلول دارد؛ از این رو ضروری است سیاست‌گذاران اقتصادی با مد نظر قرار دادن چنین مسئله‌ای به نحو مطلوب‌تری در تولید و توزیع و قیمت‌گذاری گوشت مرغ و گوشت قرمز بکوشند. همچنین از آنجا که گوشت مرغ به عنوان کالای جانشین در ایران مورد استفاده قرار می گیرد لازم است هنگام افزایش قیمت گوشت قرمز و یا کمبود تولید آن عرضه و قیمت‌گذاری گوشت مرغ به گونه‌ای کنترل شده باشد که بتوان امنیت غذایی مردم را حفظ نمود.

بی‌ثباتی اقتصادی با تخصیص غیرکارای منابع تولید کمیاب و به دنبال آن افزایش هزینه‌های تولید، کاهش قدرت رقابت‌پذیری محصولات در سطح بین‌المللی، کاهش رشد اقتصادی و بدتر شدن تراز پرداخت‌ها هزینه‌های زیادی را برای اقتصاد در بر دارد؛ بنابراین پیش‌بینی و فهم و درک درست از تغییر رفتاری بنگاه‌های صنعت و قدرت بازاری صنایع مختلف در مقابل نااطمینانی و شوک خواهد توانست دولت را در مقابل شوک‌های مثبت و منفی بخش تقاضا، جهت سیاستگذاری‌های مناسب یاری نماید، به طوری‌که مصرف کنندگان و تولیدکنندگان حداقل ضرر را متحمل شوند به عبارتی این امکان برای سیاست‌گذاران فراهم خواهد شد تا با طراحی و ارائه الگوی مناسب، راه رسیدن صنعت را به سمت اهداف توسعه‌ای و اجرای سیاست‌های رقابتی و ضد انحصار هموار سازند. اِز آنجا که با توجه به نتایج تحقیق کاهش غیرمنتظره تقاضا می‌تواند از طریق ایجاد

---

۱ - با توجه به رابطه (۱۳)، ضریب γ^* از حاصل تقسیم β بر کشش قیمتی تقاضای معکوس تخمینی (۱/۰۱-) بدست خواهد آمد، از آنجا که $-\beta$ برابر با ضریب دامی (۰/۰۱-) است، γ^* مساوی (۰/۰۹-) خواهد شد.

۲ - John Holtiwanger and Josef E. Harrington

پویایی در رفتار بنگاه‌ها ساختار بازار را به سمت ساختار رقـابتی سـوق دهد، می‌توان جهت حفظ و اسـتمرار وضـعیت رقـابتی، سیاسـتگذاری رقابتی در جهت تسهیل ورود بنگـاه‌هـا از طریـق حـذف مقـررات و محدودیت‌های دست و پاگیر دولتی، تسـهیل اعطـای مجـوز بـرای فعالیت‌های اقتصادی و یکپارچـه‌سـازی بازارهـای مـالی و تسـهیل شرایط تأمین مالی برای بنگاه‌های داوطلب ورود بـه صـنعت باشـد. همچنین با توجه به نتایج بدست آمده می‌توان به منظور جلـوگیری از توافق میان بنگاه‌ها برای ایجاد انحصار در بازار، توسعه بورس کـالایی و ابزارهای آن مانند توسعه بازار فیزیکی محصولات کشاورزی، توسعه بازارهای مشتقه و مواردی از این قبیـل بـه منظـور ایجـاد شـفافیت و تسهیل معاملات و جلوگیری از ریسک قیمـت و ایجـاد نظـام قیمـت گذاری بر پایه تعادل عرضه و تقاضا در دستور کار قرار گیرد.

منابع

1- Ardelean A., Leon-Ledesma M., and Puzzello L. 2017. Volatility of Industrial Output, Demand Fluctuations, and International Trade. School of Economics Discussion Papers, 1709.
2- Bahmani M., and Youssefi Q. 2010. Industry sector demand shocks on output in manufacturing industries of Iran .Journal of development and investment, 3(6):111-138. (In Persian)
3- Barros G., Polador H., and Bacchi M. 2009. Supply and Demand Shocks and the Growth of the Brazilian Agriculture. RBC Rio de Janeiro, 63(1):35-50.
4- Brorsen B.W. 1985. Marketing Margins and price uncertainty: The case of the U.S. Wheat market. American Journal of Agricultural Economics, 67(3):521-528.
5- Breuch T.S., and Pagan A.R. 1980. The Lagrange multiplier test and its applications to model specification in econometrics. Review of Economic Studies, 47:239-253.
6- Baker J. 1986. Identifying Cartel Policing under Uncertainty: The U.S. Steel Industry, 1933-1939. 1989. J. Law and Econ, 32:47-76.
7- Cover J. P. 1992. Asymmetric effects of positive and negative money-supply shocks. The Quarterly Journal of Economics, 107(4): 1261-1282.
8- Daneshjafari D. 1991. Economic times are determined by using vector auto regression approach .Thesis of faculty of Economics, University of Allameh Tabatabai. (In Persian)
9- Green E.J., and Porter R.H. 1984. Noncooperative Collusion under Imperfect Price Information Econometrica. Econometric Society, 52(1):87-100.
10- Hanazono M., and Yang H. 2007. Collusion, Fluctuating Demand, and Price Rigidity. International Economic Review, 48(2):483-515.
11- Hausman J.A. 1976. Testing the error components model with non-normal disturbances. Review of Economic Studies, 52:681-690.
12- Holtiwanger J., and Harrington JR. 1991. The Impact of Cyclical Demand Movement on Collusive Brhavior. The RAND Journal of Economics, 22(1):86-106.
13- Kandil M. 2006. Asymmetric Effects of Aggregate demand shocks Across U.S. industries: Evidence & implications. Eastern Economic Journal, 32(2):259-284.
14- Knittel C. R., and Lepore J. J. 2010. Tacit collusion in the presence of cyclical demand and endogenous capacity levels. International Journal of Industrial Organization, 28(2):131-144.
15- Oleksandr S., and NaokiWakamori. 2009. A simple way to identify the degree of collusion under proportional reduction. Governance and the Efficiency of Economic Systems (GESY), 497:1-40.
16- Perren R. 1979. Oligopoly and competition: price fixing and market sharing among timber firms in northern Scotland. Business History, 213(25):1890–1939.
17- Porter R. 1983. A study of cartel stability: the Joint Executive Committee 1880–1886. Bell Journal of Economics, 14:301–25.
18- Rey P. 2002. Collective Dominance in the Telecommunications Industry. University of Toulouse, mimeo.
19- Rotemberg J., and Saloner G. 1986. A Supergame-Theoretic Model of Price Wars during Booms. American Economic Review, 76:390–407.
20- Samadi S., and Jalaei A. 2004 .Analysis of business cycles in the Irans economy. Economic researches, 139-15 (In Persian)
21- Sahikitash M., Shaydaei Z., and Mohammadzadeh A. 2016. Investigating market power and risk caused by price uncertainty in Iranian economy. Journal of Agricultural Economics and Development, 30(2):107-116. (In persion)
22- Yousefi M.Q., Muhammadi T., and Bahmani M. 2011. Effects of industry sector demand shocks on the price of the product Iranian manufacturing industris. Quarterly of Quantitative Economics, 8(1):99-122. (In Persian)
23- Weliwita A., and Azzam A. 1996. Identifying implicit collusion under declining output demand. Journal of Agricultural and Resource Economics, 235-246.

پیوست

جدول ۱ پیوست- اطلاعات آماری مربوط به قیمت و تولید گوشت قرمز

Table 1- Statistical information on prices and production of Beef and Sheep

سال Year	میانگین قیمت (ریال/کیلوگرم) Average price(Rials/Kg)	تولید (هزار تن) Production (thousand tons)	سال Year	میانگین قیمت (ریال/کیلوگرم) Average price(Rials/Kg)	تولید (هزارتن) Production (thousand tons)
1375	19072	698	1386	141023	860.4
1376	18718	734	1387	177710.6	863.3
1377	23680	761.79	1388	231900	897.8
1378	29570	737.12	1389	258658	929
1379	40226	724.852	1390	373745	962.5
1380	58535	738.62	1391	506583	780
1381	72551	737.9	1392	528719	750.2
1382	80727	747.5	1393	473534	770
1383	84598	780.7	1394	490371	786
1384	96054	795	1395	500371	805
1385	119152	824.7			

مأخذ: وزارت جهاد کشاورزی

Source: Ministry of agriculture